



Positive Analysis in Relevancy of Pension Liabilities, Pension Expenses and Tax Aggressiveness as Risk Management Strategy

By Kazuo Nozaka

DISCUSSION PAPER NO 25001

NUCB Discussion Paper Series
February 2026

【NUCB Discussion Paper】

退職給付に係る負債・退職給付費用とリスク・マネジメント戦略としての の税負担削減行動の関連性の実証分析

Positive Analysis in Relevancy of Pension Liabilities, Pension Expenses and Tax Aggressiveness as Risk Management Strategy

野坂和夫

論文要旨

退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業と退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業は、多額の退職給付額が発生する可能性が高く将来の不確実性に対応するため、企業価値最大化を目指して、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動を積極的に採用すると考えられる。本論文の目的は、退職給付に係る負債・退職給付費用と、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動の関連性を実証的に明らかにすることである。本論文の結論は、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡が、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動を誘発することを示唆した。

キーワード：

退職給付に係る負債・退職給付費用 (pension liabilities and pension expenses), 税負担削減行動 (tax aggressiveness), リスク・マネジメント戦略 (risk management strategy), 企業価値最大化 (corporate value maximization)

1 はじめに

税負担削減行動の定義に関して法律上の規定はないが、大沼 (2015: 9-10) によれば、企業の税負担削減行動は合法的な節税行為、租税回避行為および違法な脱税行為から成るものと考えられる。本論文では税負担削減行動を違法な脱税行為とは区別し、税金費用を減少させることで税引後利益およびフリー・キャッシュ・フローを増加させ、企業価値¹を向上させるための合法的かつ有効な経営戦略として定義する。

企業内容等開示制度のもと退職給付会計により開示される情報および退職給付制度のリスク情報は、企業価値に影響を与え、価値関連性が高い (Chen et al., 2022; Kirkpatrick and Radicic, 2022)。このため、退職給付制度のリスク情報は、信用リスクに影響を与え (Chen et al., 2022)、企業リスクに影響を与えることになる (Li and Henry, 2022)。また、退職給付制度に関するリスク・マネジメント戦略により、企業リスクが低減される (Li and Henry, 2022;

Li and Kara, 2022)。これらをまとめると、企業の財務業績 (Financial Performance)²に大きな影響を与える要因として、退職給付に係る負債³・退職給付費用が挙げられる。

ここで、退職給付制度に関する税務ベネフィット (Tax Benefits) を享受する企業行動 (Ippolito, 2001; Chen et al., 2013; 高橋・野間, 2014, 2016; Frank, 2002; 高橋他, 2022; Shivdasani and Stefanescu, 2010; Niehaus and Yu, 2005; Goto and Yanase, 2013) が観察されている。退職給付制度は政策的に税制度の規制や優遇を受けることから、退職給付制度を有する企業は、税制度に関心が高く、税制度を有利に活用するインセンティブが高いと考えられる。

以上から、退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業・退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業は、多額の退職給付額が発生する可能性が高く将来の不確実性に対応する必要性が高いため、リスク・マネジメント戦略として、税金費用を低減させる税負担削減行動に積極的に取り組むインセンティブが高いと考えられる (Chaudhry et al., 2017)。

本論文の目的は、退職給付に係る負債・退職給付費用と、経営戦略としての税負担削減行動の関連性の考察を踏まえ、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡が、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動を誘発することを実証的に明らかにすることである。

本論文の構成は次のとおりである。続く第2節では、退職給付に係る負債が財政状況に与える影響を緩和するための税負担削減行動 (Chaudhry et al., 2017) と退職給付制度の税務ベネフィットの享受を目的とした企業行動 (Ippolito, 2001; Chen et al., 2013; 高橋・野間, 2014, 2016; Frank, 2002; 高橋他, 2022; Shivdasani and Stefanescu, 2010; Niehaus and Yu, 2005; Goto and Yanase, 2013) を考察した先行研究をレビューする。そのうえで、退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業ほど、退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業ほど、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動に積極的に取り組むと考え、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡とリスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動の関連性を実証的に明らかにするという、本論文の位置付けを明確にする。第3節と第4節では、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡とリスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動の関連性について、その因果関係のメカニズムを実証的に明らかにする。第5節では、本論文の結論を述べるとともに、本論文の実証分析の限界を明確にし、そこから導かれる今後の課題を述べる。

2 先行研究のレビューと本論文の位置付け

2.1 先行研究のレビュー

2.1.1 退職給付に係る負債が財政状況に与える影響を緩和するための税負担削減行動

Chaudhry et al. (2017) は米国企業を対象として、財務制限条項や営業損失などの影響をコントロールしたうえで、積立不足が大きい企業ほど税負担削減行動に積極的であると結論付けている。

Chaudhry et al. (2017) は、積立不足が大きい企業ほど、多額の退職給付額が発生する可能性が高く将来の不確実性に対応する必要性が高いため、リスク・マネジメント戦略として税

負担削減行動を採用することを示唆している。

2. 1. 2 退職給付制度の税務ベネフィットの享受を目的とした企業行動

退職給付制度に関連した税務ベネフィットを享受する企業行動を考察した先行研究は、掛金支払額の損金算入効果を意識した年金資産積立に関連する企業行動 (Ippolito 2001; Chen et al. 2013; 高橋・野間, 2014, 2016), 退職給付制度の財務構成を調整する企業行動 (Frank, 2002; 高橋他, 2022; Shivdasani and Stefanescu, 2010), および, 制度移行や制度採用に関連する企業行動 (Niehaus and Yu, 2005; Goto and Yanase, 2013) 企業行動に分けることができる。

① 掛金支払額の損金算入効果を意識した年金資産積立に関連する企業行動

Ippolito (2001) は米国企業を対象として、掛金支払額は損金に算入されることから年金資産の積立最大化が税制上有利であったが、法律上要求される給付に備える以上の積立は認めないとの税制改正によって、積立超過にあった企業は掛金支払額を劇的に減少させると結論付けている。Chen et al. (2013) は米国企業を対象として、確定給付企業年金は年金給付保証公社 (Pension Benefit Guaranty Corporation) に保証されることから、倒産の危険性の高い企業はモラル・ハザードとして掛金支払額を減少させるが、倒産の危険性の低い企業は税負担削減行動として損金に算入される掛金支払額を増加させるとの結論を導き出している。

高橋・野間 (2014) は日本企業を対象として、限界税率の高い企業ほど、掛金支払額の損金算入効果を意識してより多くの年金資産を積み立てていると結論付けている。高橋・野間 (2016) は日本企業を対象として、前払年金資産を計上している企業は税務上の繰越欠損金が少ないほど、掛金支払額の損金算入効果を意識してより多くの年金資産を積み立てていると結論付けている。

② 退職給付制度の財務構成を調整する企業行動

Frank (2002) は米国企業を対象として、企業が保有する社債の受取利息は課税であるが年金資産の保有する社債の受取利息は非課税とであることから、限界税率のもとで税金の裁定取引を行う効果が高い企業ほど、年金資産のうち社債への投資比率を増やすと結論付けている。高橋他 (2022) は日本企業を対象として、企業は限界税率のもとで税金の裁定取引を行っており、税負担の重い企業ほど、年金資産の債券割合が高く、また、年金資産の債券割合が高く企業年金側の税務ベネフィットを享受している企業ほど、支払利息が損金となる企業側の税務ベネフィットも享受すべく年金資産の拠出資金を負債で調達するため、負債比率が高いとの結論を導き出している。Shivdasani and Stefanescu (2010) は米国企業を対象にして、積立不足が貸借対照表に顕在化すると、企業年金制度を有する企業は企業年金制度を有しない企業と比較して顕著に財務レバレッジが低いことと、掛金支払額の損金算入効果のために年金資産の積立に積極的だと考えられ負債比率が低いと結論付けている。

③ 制度移行や制度採用に関連する企業行動

Niehaus and Yu (2005) は米国企業を対象として、確定給付企業年金から確定拠出型のキャッシュ・バランス・プランに制度移行する多くの企業は、年金資産の積立超過額に課され

る消費税 (Excise Tax) の負担削減のために、制度移行すると結論付けている。Goto and Yanase (2013) は日本企業を対象として、財務的柔軟性を強く求める企業は税務ベネフィットのある外部積立の企業年金制度よりも内部積立の退職一時金制度を採用するという考察のうえで、より財務レバレッジの大きく、より成長著しく、および、より従業員が若い、より小規模な企業ほど、外部積立の企業年金制度を採用することなく内部積立の退職一時金制度を採用する傾向にあると結論付けている。また、より成長著しく、および、より従業員が若い、より小規模な企業ほど、外部積立の企業年金制度を採用しない傾向にあり、外部積立の企業年金制度を廃止する傾向にあるとの結論を導き出している。

以上から、掛金支払額の損金算入効果を意識した年金資産積立に関連する企業行動の先行研究 (Ippolito, 2001; Chen et al., 2013; 高橋・野間, 2014, 2016), 退職給付制度の財務構成を調整する企業行動の先行研究 (Frank 2002; 高橋他, 2022; Shivdasani and Stefanescu, 2010) および制度移行や制度採用に関連する企業行動の先行研究 (Niehaus and Yu, 2005; Goto and Yanase, 2013) は、企業が税務ベネフィットを享受する、退職給付制度に関するリスク・マネジメント戦略により、企業リスクを管理することを示唆している。

2. 2 本論文の位置付け

本論文のこれまでの考察と、本論文でレビューした、退職給付に係る負債の財政負担と税負担削減行動の関連性の先行研究 (Chaudhry et al., 2017) を関連付けると、退職給付に係る負債の財政負担の大きい企業および退職給付費用の経営成績に与える影響の大きい企業は、多額の退職給付額が発生する可能性が高く将来の不確実性に対応する必要性が高いため、税金費用を低減させる税負担削減行動に積極的に取り組むと考えられる。つまり、退職給付に係る負債の財政負担の大きい企業および退職給付費用の経営成績に与える影響の大きい企業が、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動に積極的に取り組むことは、企業価値最大化という企業の価値観に適う経営戦略である。日本と米国の退職給付会計に関する企業会計制度は同様の制度であることから、また、日本と米国の企業年金制度は同様の制度であることから、先行研究に示される米国企業と同様の企業行動が、日本企業にも観察される可能性が考えられる。

また、本論文のこれまでの考察と、本論文でレビューした、退職給付制度の税務ベネフィットの享受を目的とした企業行動の先行研究 (Ippolito, 2001; Chen et al., 2013; 高橋・野間, 2014, 2016; Frank, 2002; 高橋他, 2022; Shivdasani and Stefanescu, 2010; Niehaus and Yu, 2005; Goto and Yanase, 2013) を関連付けると、企業は退職給付制度に関する税務ベネフィットを享受するリスク・マネジメント戦略により、企業リスクを管理していると考えらる。退職給付制度は政策的に税制度の規制や優遇を受けることから、退職給付制度を有する企業は、税制度に対する関心が高いことから、税金費用を低減させるインセンティブが高いと考えられる。

以上から、本論文では、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡とリスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動に関連性があると考え、退職給付に係る負債が財政負担に

与える影響、および、退職給付費用が経営成績に与える影響と、税負担削減行動の積極性の因果関係を実証的に明らかにしたい。

3 仮説の設定と検証方法

3. 1 仮説の設定

本論文のこれまでの考察や先行研究のレビューと、本論文の位置付けから、退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業と退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業は、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動が誘発されるのではないかと、つまり、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡とリスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動に関連性が存在するのではないかとという視点から、以下に示す仮説を設定する。

仮説 H₁

退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業ほど、税負担削減行動が誘発されて税負担削減行動に積極的に取り組む傾向にある。

仮説 H₂

退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業ほど、税負担削減行動が誘発されて税負担削減行動に積極的に取り組む傾向にある。

3. 2 リサーチ・デザイン

3. 2. 1 被説明変数

企業の税負担削減行動の積極性を示す指標は様々存在するが、本論文でレビューした先行研究 (Chaudhry et al., 2017)⁴ と大沼 (2015) で採用されているもののうちから、課税の繰り延べなどに起因する一時差異等を調整する指標が実質的な税負担削減行動の効果を示すと考え、本論文では以下の被説明変数を採用する。また、企業の税負担削減行動は多面的であり、一つの尺度だけで補足するのは難しい (大沼, 2015: 62) ため、本論文では以下の複数の被説明変数を採用する。

① permdiff (永久差異 : 大沼, 2015: 61-62)

$$= \text{BTD} + \text{将来減算一時差異} - \text{将来加算一時差異}$$

$$= (\text{IBCDT} - (\text{IT} / \text{NESTR})) \pm (\text{ITD} / \text{NESTR})$$

BTD : 会計利益と課税所得の差異 (Book-Tax Difference)

IBCDT : 税金等調整前当期純利益または税引前当期純利益

(Income Before Current and Deferred Taxes)

IT : 法人税等 (Income Taxes)

ITD : 法人税等調整額 (Income Taxes-Deferred)

NESTR : 法定実効税率 (Normal Effective Statutory Tax Rate)

permdiff を上記のように、BTD から将来減算一時差異と将来加算一時差異を加減算したものとして定義する。permdiff が大きいことは、会計利益が課税所得を上回る差異のうち一時的ではない永久に解消されない部分が大きく、つまり、一時的な課税の繰り延べではない

実質的な負担削減行動の効果が大きいことを示すため、税負担削減行動が積極的である企業ほど、permdiffが大きくなる（大沼, 2015: 61）。

ここで、企業規模によって permdiff が影響を受けると考えられるため、売上高でデフレートした値を被説明変数として採用する。なお、推定において他の変数との比較でその値の大きさを調整するため、100 倍する。

$$\text{adj.permdiff} = \text{permdiff} / \text{売上高} \times 100$$

② ETR (Effective Tax Rate : 実効税率 : Chaudhry et al., 2017; 大沼, 2015: 57)

$$= (\text{IT} \pm \text{ITD}) / \text{IBCDT}$$

ETR を上記のように、IT から借方の法人税等調整額と貸方の法人税等調整額を加減算したものの IBCDT に対する割合として定義する。ETR は課税の繰り延べなどに起因する一時差異等を調整する ITD を分子に含んでいることから、ETR が小さいことは、一時的な課税の繰り延べではない実質的な税負担削減行動の効果が大きいことを示すため、税負担削減行動が積極的である企業ほど、ETR が小さくなる（Chaudhry et al., 2017; 大沼, 2015: 57-58）。

ここで、一時差異等には、仮説 H₂ の検証における説明変数の退職給付費用が含まれており、仮説 H₁ の検証における説明変数の退職給付に係る負債にも影響を与えるので、ETR からその影響を除去するために、ITD から将来減算一時差異の退職給付費用の影響を取り除く必要がある。また、IBCDT には説明変数とする退職給付費用が含まれているので、ETR からその影響を除去するために、IBCDT から退職給付費用の影響を取り除く必要がある。これらを調整した値を被説明変数として採用する。

$$\text{adj.ETR} = (\text{IT} \pm \text{ITD} + \text{退職給付費用} \times \text{NESTR}) / (\text{IBCDT} + \text{退職給付費用})$$

なお、adj.ETR が通常発生し得ない値の異常値である 0 未満または 1 超の値となる企業は、サンプルから除外する⁵。

3. 2. 2 説明変数

仮説 H₁ : RBL (Retirement Benefit Liabilities) = 退職給付に係る負債 / 総資産

仮説 H₂ : RBE (Retirement Benefit Expenses) = 退職給付費用 / 売上高

企業規模によって退職給付に係る負債と退職給付費用が影響を受けると考えられるため、それぞれ総資産と売上高でデフレートした値を採用する。

仮説が支持される検証結果となるには、被説明変数 adj.permdiff と説明変数 RBL および RBE はプラスの関係が予想され、被説明変数 adj.ETR と説明変数 RBL および RBE はマイナスの関係が予想される。

3. 2. 3 コントロール変数

コントロール変数の採用にあたっては、主たる説明変数と被説明変数の双方に影響を及ぼして、内生性を生じさせる可能性が低いものを中心に選定する。退職給付に係る負債による財政負担および退職給付費用による経営成績、税負担削減行動にも影響を及ぼす変数として、企業規模、収益性などが考えられる。これらの要因を捉えることができる変数をコントロール変数として追加している。これらのコントロール変数を追加することによって、こ

これらの要因が一定であるときの退職給付に係る負債による財政負担および退職給付費用による経営成績の効果を取り出すことが可能になるものと考えられる。以上を踏まえ、本論文のリサーチ・デザインにおいて、様々なコントロール変数が考えられるが、本論文でレビューした先行研究 (Chaudhry et al., 2017; 高橋・野間, 2014, 2016; 高橋他, 2022; Frank, 2002; Goto and Yanase, 2013; Niehaus and Yu, 2005; Shivdasani and Stefanescu, 2010) で採用されているものの中から、説明力が高くないものや理論上説明力がないことが予想されるものを取り除いた結果、本論文では以下のコントロール変数を採用する。

DTA : 総資産負債比率 (Debt to Total Assets) = 負債 / 総資産

ROA : 総資産利益率 (Return On Assets) = 当期純利益 / 総資産

PBR : 株価純資産倍率 (Book-value Per Share) = 株価 / 1 株当たり純資産

DTA (高橋・野間, 2014, 2016; 高橋他, 2022; Frank, 2002; Shivdasani and Stefanescu, 2010) は企業規模 (総資産) に対する負債負担を、ROA (Chaudhry et al., 2017; 高橋・野間, 2014, 2016; 高橋他, 2022; Frank, 2002; Goto and Yanase, 2013; Niehaus and Yu, 2005; Shivdasani and Stefanescu, 2010) は収益性をコントロールするための変数である。そして、株価が割高な企業は株価を上昇・維持させるために税負担削減行動に積極的であった、または、株価が割安な企業は株価を上昇させるために税負担削減行動に積極的になると考えられるため、PBR (Goto and Yanase, 2013) はその要因をコントロールするための変数である⁶。

ここで、仮説 H₁ の検証において、負債には説明変数とする退職給付に係る負債が含まれているので、DTA からその影響を除去するために、負債から退職給付に係る負債の影響を取り除く必要がある。また、仮説 H₂ の検証において、当期純利益には説明変数とする退職給付費用が含まれているので、ROA からその影響を除去するために、当期純利益から退職給付費用の影響を取り除く必要がある。これらを調整した値をコントロール変数として採用する。

adj.DTA = (負債 - 退職給付に係る負債) / 総資産

adj.ROA = (当期純利益 + 退職給付費用 × (1 - NESTR)) / 総資産

3. 2. 4 推定モデル

本論文で最も検証されるべきは、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡が税負担削減行動を誘発しているかどうかである。そこで、本論文では、推定に際してはパネルデータの特性を活かして固定効果モデルを用いる。退職給付に係る負債・退職給付費用、税負担削減行動双方に影響を与える企業独自の文化や、年によって異なる経済環境が要因として存在する場合は、そのような要因が見かけ上の相関 (疑似相関) を引き起こすことになる。固定効果モデルを用いることによって、企業固有の文化や、経済状況の効果をコントロールできるため、3 期間パネルデータに基づくモデルによる推定を実施し、頑健性を確かめている。また、単回帰分析による推定だけではなく、いくつかの要因をコントロールする重回帰分析による推定も実施し、検証結果を比較検討する。

i) 単回帰分析

① Pooled OLS (集計最小二乗法：Pooled Ordinary Least Squares regression) ⁷

仮説 H₁ の推定では、被説明変数 adj.permdiff と adj.ETR を、説明変数 RBL に単回帰する。

仮説 H₂ の推定では、被説明変数 adj.permdiff と adj.ETR を、説明変数 RBE に単回帰する。

② 固定効果モデルの個別効果 (企業効果) モデル

退職給付に係る負債・退職給付費用や税負担削減行動に影響を与えそうなデータ化できない企業独自の文化といった要因を消去したモデルである。なお、被説明変数、説明変数は①と同様である。

③ 固定効果モデルのうち個別効果 (企業効果) に時間効果 (年効果) を考慮したモデル ⁸

②でコントロールした企業独自の要因に加え、さらに、企業で共通の当該年の経済環境など、退職給付に係る負債・退職給付費用や税負担削減行動に影響を与えそうな要因を消去したモデルである。なお、被説明変数、説明変数は①と同様である。

ii) 重回帰分析

④ Pooled OLS

仮説 H₁ の推定では、被説明変数 adj.permdiff と adj.ETR を、説明変数 RBL, コントロール変数 adj.DTA, ROA, PBR に重回帰する。

仮説 H₂ の推定では、被説明変数 adj.permdiff と adj.ETR を、説明変数 RBE, コントロール変数 DTA, adj.ROA, PBR に重回帰する。

⑤ 固定効果モデルの個別効果 (企業効果) モデル

被説明変数、説明変数、コントロール変数は④と同様である。

⑥ 固定効果モデルのうち個別効果 (企業効果) に時間効果 (年効果) を考慮したモデル

被説明変数、説明変数、コントロール変数は④と同様である。

なお、①～⑥のいずれのモデルにおいても、クラスター構造に対して頑健な標準誤差 (HAC 標準誤差) ⁹を採用する。

3. 3 サンプルセレクションと記述統計量

3. 3. 1 サンプルセレクション

本論文の検証対象企業は、全上場企業を対象とする ¹⁰。ただし、損益計算書上の報告利益の細区分の問題から、銀行業、証券業、保険業、その他金融業を除く。また、本論文の検証期間は、本論文作成時で入手可能な最新パネルデータから検証結果を得るため、本論文作成時の直近過去3年度分の2021年度：2021年4月期～2022年3月期、2020年度：2020年4月期～2021年3月期、2019年度：2019年4月期～2020年3月期の3期間とする。

被説明変数 adj.permdiff, adj.ETR の算出に必要なデータ項目は、NESTR だけは財務省 (2025) から入手し、それ以外のデータ項目は、日経 NEEDS-FinancialQUEST から入手した。説明変

数 RBL, RBE とコントロール変数 adj.DTA, adj.NPR, adj.ROA の算出に必要なデータ項目, コントロール変数 DTA, ROA, PBR は, 日経 NEEDS-FinancialQUEST から入手した。

以上から, 被説明変数 adj.permdiff による推定については, 本論文の検証対象企業のうち, 3 期間の検証期間にわたってすべてのデータ項目に欠落のない企業を, 本論文の検証で採用するサンプルとする。説明変数 adj.ETR による推定については, 本論文の検証対象企業のうち, 3 期間の検証期間において, adj.ETR が通常発生し得ない値の異常値である 0 未満または 1 超の値となる企業を除外したうえで, すべてのデータ項目に欠落がない企業を, 本論文の検証で採用するサンプルとする。

3. 3. 2 記述統計量

推定モデルのデータの基本統計量として, 記述統計量を以下に示す¹¹⁻¹³。

図表 1 仮説 H₁ の推定モデルの記述統計量
2021 年度, 2020 年度, 2019 年度の 3 期パネルデータ
サンプルサイズ: 10,701 社

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
adj.permdiff	0.533	0.354	1.641	-1.942	2.387
RBL	0.030	0.008	0.075	0.000	0.802
RBE	0.010	0.004	0.013	-0.112	0.300
DTA	0.449	0.451	0.221	0.000	2.283
adj.DTA	0.426	0.429	0.219	0.000	2.264
ROA	0.030	0.023	0.297	-0.469	0.418
adj.ROA	0.031	0.024	0.300	-0.458	0.419
PBR	2.831	1.100	14.010	0.000	818.900

図表 2 仮説 H₂ の推定モデルの記述統計量
2021 年度, 2020 年度, 2019 年度の 3 期パネルデータ
サンプルサイズ: 10,602 社

	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
adj.ETR	0.321	0.389	0.175	0.000	1.000
RBL	0.032	0.010	0.071	0.000	0.787
RBE	0.009	0.004	0.019	-0.112	0.300
DTA	0.459	0.455	0.212	0.000	2.283
adj.DTA	0.435	0.433	0.208	0.000	2.264
ROA	0.032	0.025	0.276	-0.046	0.400
adj.ROA	0.033	0.027	0.288	-0.044	0.401
PBR	2.719	1.087	13.622	0.000	751.400

4 仮説の検証結果

4. 1 仮説 H₁ の検証結果の検証結果

3 期間パネルデータに基づいた、Pooled OLS (①, ④), 固定効果モデルの個別効果 (企業効果) モデル (②, ⑤), 固定効果モデルのうち個別効果 (企業効果) に時間効果 (年効果) を考慮したモデル (③, ⑥) の検証結果を以下に示す。

図表 3 仮説 H₁ の単回帰分析の推定モデルの検証結果
2021 年度, 2020 年度, 2019 年度の 3 期パネルデータ

被説明変数 : adj.permdiff			
	①	②	③
RBL	35.827*** (1.388)	37.635*** (0.163)	37.709*** (0.168)
個別効果 (企業効果)	N	Y	Y
時間効果 (年効果)	N	N	Y
\bar{R}^2	0.591	0.618	0.629
サンプルサイズ	10,701	10,701	10,701
企業数	3,567	3,567	3,567
観測期間	3	3	3
被説明変数 : adj.ETR			
	①	②	③
RBL	-20.074*** (1.426)	-21.246*** (0.173)	-21.393*** (0.175)
個別効果 (企業効果)	N	Y	Y
時間効果 (年効果)	N	N	Y
\bar{R}^2	0.582	0.598	0.610
サンプルサイズ	10,602	10,602	10,602
企業数	3,534	3,534	3,534
観測期間	3	3	3

(①~③)は係数値 (括弧内は標準誤差) を掲載。*** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1)

図表 4 仮説 H₁ の重回帰分析の推定モデルの検証結果
2021 年度, 2020 年度, 2019 年度の 3 期パネルデータ

被説明変数 : adj.permdiff			
	④	⑤	⑥
RBL	37.011*** (1.719)	37.790*** (0.170)	38.174*** (0.168)

adj.DTA	0.177*** (0.066)	0.179*** (0.067)	0.181*** (0.065)
ROA	-0.053** (0.033)	-0.056** (0.034)	-0.059** (0.034)
PBR	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
個別効果 (企業効果)	N	Y	Y
時間効果 (年効果)	N	N	Y
\bar{R}^2	0.621	0.638	0.653
サンプルサイズ	10,701	10,701	10,701
企業数	3,567	3,567	3,567
観測期間	3	3	3
被説明変数：adj.ETR			
	④	⑤	⑥
RBL	-21.351*** (0.173)	-21.375*** (0.172)	-21.814*** (0.169)
adj.DTA	-0.109*** (0.083)	-0.111*** (0.084)	-0.115*** (0.083)
ROA	0.041** (0.032)	0.042** (0.031)	0.045** (0.031)
PBR	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.001)
個別効果 (企業効果)	N	Y	Y
時間効果 (年効果)	N	N	Y
\bar{R}^2	0.601	0.609	0.617
サンプルサイズ	10,602	10,602	10,602
企業数	3,534	3,534	3,534
観測期間	3	3	3

(④～⑥)は係数値(括弧内は標準誤差)を掲載。***：p<0.01，**：p<0.05，*：p<0.1)

4. 2 仮説 H₂ の検証結果の検証結果

3 期間パネルデータに基づいた、Pooled OLS (①, ④)、固定効果モデルの個別効果 (企業効果) モデル (②, ⑤)、固定効果モデルのうち個別効果 (企業効果) に時間効果 (年効果) を考慮したモデル (③, ⑥) の検証結果を以下に示す。

図表5 仮説 H₂ の単回帰分析の推定モデルの検証結果
2021年度, 2020年度, 2019年度の3期パネルデータ

被説明変数：adj.permdiff			
	①	②	③
RBE	95.277*** (0.009)	96.024*** (0.007)	96.200*** (0.006)
個別効果 (企業効果)	N	Y	Y
時間効果 (年効果)	N	N	Y
\bar{R}^2	0.613	0.620	0.637
サンプルサイズ	10,701	10,701	10,701
企業数	3,567	3,567	3,567
観測期間	3	3	3
被説明変数：adj.ETR			
	①	②	③
RBE	-56.687*** (0.020)	-57.203*** (0.014)	-57.443*** (0.012)
個別効果 (企業効果)	N	Y	Y
時間効果 (年効果)	N	N	Y
\bar{R}^2	0.599	0.609	0.618
サンプルサイズ	10,602	10,602	10,602
企業数	3,534	3,534	3,534
観測期間	3	3	3

(①～③)は係数値 (括弧内は標準誤差) を掲載。*** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1)

図表6 仮説 H₂ の重回帰分析の推定モデルの検証結果
2021年度, 2020年度, 2019年度の3期パネルデータ

被説明変数：adj.permdiff			
	④	⑤	⑥
RBE	96.550*** (0.010)	96.828*** (0.009)	97.073*** (0.008)
DTA	0.169*** (0.066)	0.169*** (0.066)	0.177*** (0.062)
adj.ROA	-0.042** (0.031)	-0.046** (0.030)	-0.051** (0.029)
PBR	0.003 (0.005)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)

個別効果（企業効果）	N	Y	Y
時間効果（年効果）	N	N	Y
\bar{R}^2	0.660	0.669	0.675
サンプルサイズ	10,701	10,701	10,701
企業数	3,567	3,567	3,567
観測期間	3	3	3
被説明変数：adj.ETR			
	④	⑤	⑥
RBE	-56.702*** (0.022)	-57.298*** (0.021)	-57.498*** (0.020)
DTA	-0.099*** (0.081)	-0.101*** (0.082)	-0.110*** (0.079)
adj.ROA	0.033** (0.030)	0.037** (0.031)	0.039** (0.028)
PBR	-0.003 (0.007)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)
個別効果（企業効果）	N	Y	Y
時間効果（年効果）	N	N	Y
\bar{R}^2	0.611	0.617	0.628
サンプルサイズ	10,602	10,602	10,602
企業数	3,534	3,534	3,534
観測期間	3	3	3

④～⑥は係数値（括弧内は標準誤差）を掲載。***：p<0.01，**：p<0.05，*：p<0.1）

仮説 H₁, H₂ の推定モデルの検証結果はともに、3 期間パネルデータに基づいた、推定モデルのすべてにおいて、説明変数 RBL, RBE の係数値は 1%水準で統計的に有意に 0 と異なり、被説明変数 adj.permdiff の場合はプラスで、被説明変数 adj.ETR の場合はマイナスであった¹⁴。

また、仮説 H₁, H₂ の推定モデルの検証結果はすべて、Pooled OLS（①, ④）の係数値よりも、固定効果モデルの個別効果（企業効果）モデル（②, ⑤）の係数値が、大きくなっている。固定効果モデルの個別効果（企業効果）モデル（②, ⑤）の係数値よりも、固定効果モデルのうち個別効果（企業効果）に時間効果（年効果）を考慮したモデル（③, ⑥）の係数値が、大きくなっている。

さらに、仮説 H₁, H₂ の推定モデルの検証結果はすべて、単回帰分析の推定モデルの係数値よりも、様々な影響をコントロールする重回帰分析の推定モデルの係数値が、大きくなっている。

これらの傾向により、本論文における検証結果の妥当性は失われていないと考えられる。以上から、企業毎に異なる企業固有の要因や、企業間では一定であるが時間とともに経済状況が変動する要因が、説明変数 adj.permdiff , adj.ETR と被説明変数 RBL , RBE の間に見かけ上の相関（疑似相関）を引き起こしているわけではなく、仮説 H_1 , H_2 を支持する検証結果が得られたと考えられる。

5 おわりに

本論文の実証分析により得られた検証結果は、以下のとおりである。第一に、退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業ほど、税負担削減行動に積極的に取り組む傾向にある、ということである。第二に、退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業ほど、税負担削減行動に積極的に取り組む傾向にある、ということである。退職給付に係る負債の財政負担が大きい企業、退職給付費用の経営成績に与える影響が大きい企業は、多額の退職給付額が発生する可能性が高く将来の不確実性に対応するため、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動を、企業価値最大化を目的として採用する可能性が示唆されたと考えられる。

以上から、本論文の結論は、退職給付に係る負債・退職給付費用と、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動に関連性がある、つまり、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡が、リスク・マネジメント戦略としての税負担削減行動を誘発する、ということである。

本論文では、退職給付に係る負債・退職給付費用による税負担削減行動の誘発という、退職給付に係る負債・退職給付費用と税負担削減行動の因果関係を、多面的な税負担削減行動を複数の指標から捉えることで、示唆したと考えられる。しかし、税負担削減行動の変数は財務データなどの開示情報に基づいており、企業が現実に行っている税負担削減行動を分析するための変数としての精度にも限界がある。また、本論文は、採用した変数や、選択した検証期間、そして、採用した推定モデルという、ある一定の限られた視点から実証分析を行っている。つまり、本論文の限界は、採用する変数や推定モデルを変えることで、得られる検証結果が異なる可能性が考えられる。

税負担削減行動を示すできる限り精度の高い変数や、退職給付に係る負債・退職給付費用の多寡が税負担削減行動に影響を与える因果関係のメカニズムをできる限り明確に示す推定モデルを、探究し採用することが重要である。さらに、採用する変数や推定モデルについて、本論文とは別の視点からの研究を積み重ねて、本論文の実証分析により得られた結果を担保していくことが必要である。本論文は、採用した複数の変数に基づき採用した複数の推定モデルで本論文の検証結果の頑健性は確認していると考えられるが、今後の課題は、採用する変数や推定モデルを変えて分析することで、本論文の結論の頑健性を確認することが考えられる。

注

- 1) 本論文における企業価値は、企業が将来にわたって生み出すキャッシュ・フローの割引現在価値の総和を意味する。
- 2) 本論文における財務業績は、特定期間にわたる企業の全体的な財務健全性を示す指標の総称を意味する。
- 3) 子会社等を持たないために連結決算ではなく単体決算の場合は、退職給付に係る負債ではなく退職給付引当金であるが、本論文では総称して退職給付に係る負債としている。
- 4) Chaudhry et al. (2017) は、被説明変数として BTD も採用している。仮説 H₁ では売上高でデフレートした BTD/売上高を被説明変数として、仮説 H₂ では被説明変数とする退職給付費用の影響を取り除き、売上高でデフレートした (BTD+退職給付費用) /売上高を被説明変数として本論文と同様の推定を実施したとしても、本論文のすべての推定モデルにおいて被説明変数 adj.permdiff の検証結果とほぼ同様に、説明変数 RBL, RBE の係数値は 1% 水準で統計的に有意に 0 と異なり、予想される関係のプラスであった。また、Chaudhry et al. (2017) は、被説明変数として税金支払額/IBCDT も採用している。仮説 H₁ では税金支払額/IBCDT を被説明変数として、仮説 H₂ では退職給付費用の影響を取り除いた、税金支払額/(IBCDT+退職給付費用) を被説明変数として同様に推定を実施したとしても、本論文のすべての推定モデルにおいて被説明変数 adj.ETR の検証結果とほぼ同様に、説明変数 RBL, RBE の係数値は 1%~10%水準で統計的に有意に 0 と異なり、予想される関係のマイナスであった。以上から、仮説 H₁, H₂ をおおむね支持する検証結果が得られたと考えられる。
- 5) サンプルから除外した adj.ETR が通常発生し得ない値の異常値である 0 未満または 1 超の値となる企業は、それぞれ、36 社、28 社であった。これらをサンプルから除外しないで、それぞれ 0 または 1 に置き換えて (大沼, 2015: 59) 推定を実施したとしても、また、これらを置き換えないで推定を実施したとしても、本論文のすべての推定モデルにおいて、本論文とほぼ同様の検証結果が得られた。
- 6) PBR のように、正の値しかとらず右に歪んだ分布の場合には対数化することが考えられるが、注 11 で後述しているように、説明変数またはコントロール変数に正規性の仮定が満たされていなくとも、本論文のすべての推定モデルでは、検証結果の一致性は損なわれない。このため、本論文では、サンプルデータの分布を対数化で変更することなく、サンプルデータの分布そのまま推定を実施する。なお、PBR を対数化した値をコントロール変数として推定を実施したとしても、本論文のすべての推定モデルにおいて、本論文とほぼ同様の検証結果が得られた。
- 7) Pooled OLS は通常最小二乗法による推定であるが、パネルデータにおいて固定効果がないことを強調し、固定効果モデルと対比させる意味で使用する用語であるため、本論文では Pooled OLS を使用する。
- 8) 個別効果に追加で時間効果を考慮する固定効果モデルであり、時間効果だけを考慮するモデルは存在しない。

9) 企業クラスター、つまり、観察固体（企業）内での異時点間の相関構造に対処するための標準誤差をいう。固定効果モデルに採用するのが適切な標準誤差である。

10) 連結納税制度を適用していない企業集団においても、連結財務諸表の法人税等などの数値は、原則として、単体財務諸表の法人税等などの合計数値となる。このため、納税主体の連結納税制度の適用・非適用にかかわらず、企業集団の税負担削減行動を分析する場合に、連結財務諸表をサンプルとして採用することは、特に問題はないと考えられる。

11) 計量経済学において、回帰分析の推定による検証結果の一致性が失われるのは、通常、外生性の仮定が損なわれる、誤差項と説明変数が相関している場合、つまり、内生性がある場合である。つまり、検証結果の一致性を得るためには、被説明変数や説明変数の正規性は求められない。社会科学においては、実際に存在するデータを推定して検証結果を得ることが非常に重要である。なお、本論文のすべての推定モデルにおいて、内生性に対処しており、外生性の仮定が損なわれていないことを確認している。

12) 本論文においては、推定モデルのデータの基本統計量として、相関行列を示すことは、その必要性に乏しいので割愛する。多重共線性の問題は、完全な多重共線性ではない限り、標準誤差に影響を与えるだけであり、検証結果の一致性は損なわれない。検証結果の解釈が難しい場合（被説明変数と説明変数・コントロール変数の予測される関係が、プラスで出るべき結果がマイナスであった場合など）には多重共線性の影響を解釈の助けとするため相関行列を示す意義があるが、本論文の示す検証結果からは、特に相関行列を示す必要性はないと考えられる。また、すべての検証結果の VIF（分散拡大係数：Variance Inflation Factor）は、一般的に多重共線性が深刻だとされている 10.000 より小さいことから、多重共線性は特に問題がないと判断される。

13) 本論文の推定では網羅的かつ普遍的な企業行動を明らかにするため、サンプルすべてを検証対象としている。推定モデルのデータを設定する処理として、サンプルすべてをそのまま採用する処理、トリミング (trimming)、ウィンソライズ (winsorizing) などが存在するが、サンプルセレクションバイアスの視点から考えると、これらの中で何が最も適正な処理なのかを示す理論的根拠は特に存在しない。また、トリミングとウィンソライズは、それぞれ外れ値（または異常値）をサンプルから除外、または、各外れ値（または各異常値）を最も近い外れ値の値にサンプルデータを変更する処理であるが、一般的にサンプルデータの平均値±3 標準偏差や上下 1%などの統計的な基準で行うため、その統計的な基準は恣意的なものとなる側面もある。なお、それぞれサンプルデータの平均値±3 標準偏差または上下 1%で、トリミングとウィンソライズで外れ値を処理によって推定を実施したとしても、本論文のすべての推定モデルにおいて、本論文とほぼ同様の検証結果が得られた。以上から、本論文の推定においてすべてのサンプルを含める処理は、その検証結果の頑健性が確認されたため、特に問題はないと考えられる。

14) コントロール変数を解釈すれば、仮説 H_1 、 H_2 の推定モデルの検証結果とともに、3 期間パネルデータに基づいた、推定モデルのすべてにおいて、DTA, adj.DTA の係数値は 1%水

準で統計的に有意に 0 と異なり、被説明変数 *adj.permdiff* の場合はプラスで、被説明変数 *adj.ETR* の場合はマイナスであった。財政状態の悪い企業ほど、負担削減行動に積極的に取り組む傾向にあるという、仮説 H₁ を支持する検証結果と整合していると考えられる。ROA, *adj.ROA* の係数値は 5%水準で統計的に有意に 0 と異なり、被説明変数 *adj.permdiff* の場合はマイナスで、被説明変数 *adj.ETR* の場合はプラスであった。経営成績の悪い企業ほど、負担削減行動に積極的に取り組む傾向にあるという、仮説 H₂ を支持する検証結果と整合していると考えられる。

参考文献

- Chaudhry, N., H. H. A. Yong and C. Veld (2017) “Tax Avoidance in Response to a Decline in the Funding Status of Defined Benefit Pension Plans,” *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* Vol.48, pp.99-116.
- Chen, T-K., Y. Tseng and R.-C. Lin (2022) “Pension Plans’ Funded Status Volatility and Corporate Credit Risk,” *Accounting and Business Research* <https://doi.org/10.1080/00014788.2022.2113757>, as of 2026/2/10.
- Chen, X., T. Yu and T. Zhang (2013) “What Drives Corporate Pension Plan Contributions: Moral Hazard or Tax Benefits?” *Financial Analysts Journal* Vol.69 No.4, pp.58-72.
- Frank, M. M. (2002) “The Impact of Taxes on Corporate Defined Benefit Plan Asset Allocation,” *Journal of Accounting Research* Vol.40 No.4, pp.1163-1190.
- Goto, S. and N. Yanase (2013) “Financial Flexibility and Tax Incentives: Evidence from Defined Benefit Corporate Pension Plans in Japan,” *The Geneva Papers on Risk and Insurance* Vol.38 No.4, pp.753-776.
- Ippolito, R. A. (2001) “Reversion Taxes, Contingent Benefits, and the Decline in Pension Funding,” *Journal of Law and Economics* Vol.44 No.1, pp.199-232.
- Kirkpatrick, A. K. and D. Radicic (2023) “Pension Accounting Information and Firm Value: An Analysis of FTSE 100 Companies,” *Heliyon* Vol.9 <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e14989>, as of 2026/2/10.
- Li, Y. and D. Henry (2022) “Corporate Risk Management and Pension Investment Policy,” *European Management Journal* Vol.40 No.4, pp.590-605.
- Li, Z. and A. Kara (2022) “Pension De-risking Choice and Firm Risk: Traditional Versus Innovative Strategies,” *International Review of Financial Analysis* Vol.81 <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102064>, as of 2026/2/10.
- Niehaus, G. and T. Yu (2005) “Cash-Balance Plan Conversions: Evidence on Excise Taxes and Implicit Contracts.” *The Journal of Risk and Insurance* Vol.72 No.2, pp.321–352.
- Shivdasani, A. and I. Stefanescu (2010) “How Do Pension Affect Corporate Capital Structure Decisions?” *Review of Financial Studies* Vol.23 No.3, pp.1287-1323.

大沼宏（2015）『租税負担削減行動の経済的要因；租税負担削減行動インセンティブの実証分析』同文館出版。

財務省（2025）「諸外国における法人実効税率の国際比較」財務省
https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/itn_comparison/j03.htm（閲覧日2026年2月10日）。

高橋隆幸・野間幹晴（2014）「確定給付企業年金の節税効果と企業の年金拠出行動」『会計』第186巻第2号, 43-56頁。

高橋隆幸・野間幹晴（2016）「前払年金費用の積立と企業価値」『税務会計研究』第27号, 205-211頁。

高橋隆幸・野間幹晴・岡川真実（2022）「確定給付企業年金における年金資産配分に対する課税の影響」『会計』第202巻第2号, 82-95頁。